

N.E.: 5304860844

**ANALISIS DEL COMPORTAMIENTO DE LAS COTIZACIONES REALES EN
LA BOLSA DE MADRID BAJO LA HIPOTESIS DE EFICIENCIA**

Rafael Flores de Frutos
Instituto Complutense de Análisis Económico
Universidad Complutense
Campus de Somosaguas
28223 Madrid

W
H9
(9304)



RESUMEN

Bajo la hipótesis de eficiencia, se estudia la capacidad del Modelo de Mercados Eficientes, con tipos de interés variables, para explicar el comportamiento de las cotizaciones reales mensuales de la cartera representativa de la Bolsa de Madrid. El aceptable comportamiento del Modelo de Mercados Eficientes apoya su uso como hipótesis de trabajo.

ABSTRACT

Under efficiency, this paper studies the ability of the Efficient Markets Model with variable interest rates, to explain and to forecast the behaviour of real stock prices in the Stock Market of Madrid. The good performance showed by the Efficient Market Model gives support to the idea of using this model as a working hypothesis.

N.C.: X-53-154786-7

1. Introducción

En economía financiera se dice que el rendimiento de una cartera de acciones es previsible, si la función de previsión asociada al proceso estocástico generador de los datos, es distinta de una constante.

Durante mucho tiempo, la previsibilidad de rendimientos bursátiles ha sido el caballo de batalla en la discusión sobre la eficiencia de los mercados de valores. Previsibilidad era considerada sinónimo de ineficiencia, ya que la primera es incompatible con el modelo de mercados eficientes más simple, esto es, el modelo en el que la cotización real de las acciones es el valor presente esperado del flujo de dividendos descontados a un tipo de interés constante.

Recientemente han aparecido un gran número de trabajos, empíricos y teóricos, apoyando la previsibilidad de los rendimientos en bolsa. Entre ellos se encuentran los trabajos de Fama y Schwert(1977), Shiller(1984), Keim y Stambaugh(1986), Summers(1986), Campbell(1987), French, Schwert y Stambaugh(1987), Poterba y Summers(1988), West(1988), Campbell y Shiller(1988a y b), Fama y French(1988a y b), Shiller(1989), Balvers, Cosimano y Mc.Donald(1990) y Chen(1991). Este apoyo ha reconducido la discusión a su punto de origen. Pocos autores parecen dudar de la previsibilidad de los rendimientos bursátiles, la cuestión relevante es: ¿Por qué es posible preverlos?.

Existen dos tipos de respuestas, ligadas a los defensores y detractores respectivamente de la hipótesis de eficiencia:

(1) Los agentes se comportan de acuerdo con un modelo de equilibrio general, que permite rendimientos reales variables en el tiempo. Dichos rendimientos están relacionados con variables reales, tales como producción, tipos de interés, etc.; por consiguiente, la previsibilidad de dichos rendimientos es una consecuencia de la previsibilidad de las variables reales relacionadas con ellos. En esta línea se encuentran los trabajos de Fama y French(1988a), Balvers, Cosimano y Mc.Donald(1990) y Chen(1991), entre otros.

(2) Los mercados bursátiles presentan algún tipo de

ineficiencia o irracionalidad en el uso de la información. La previsibilidad de los rendimientos en este caso, es consecuencia de la existencia de modas, burbujas especulativas o errores sistemáticos en el tratamiento de la información. Dentro de esta otra línea de pensamiento se encuentran los trabajos de Shiller(1984 y 1989), Summers(1986), Proterba y Summers(1988) y West(1988), entre otros.

Los nuevos defensores de la hipótesis de eficiencia señalan que previsibilidad no es sinónimo de falta de eficiencia. Eficiencia resulta del uso racional de la información en un contexto de equilibrio y un cierto grado de previsibilidad de los rendimientos puede justificarse en este contexto, por ejemplo a través del Modelo de Mercados Eficientes con tipos de interés variables.

Frente a este argumento, los contrarios a la hipótesis aportan evidencia empírica en favor de un alto grado de previsibilidad de los rendimientos de bolsa, grado que aumenta al ampliarse el plazo para el que dichos rendimientos se calculan, uno, dos ó más años. Al mismo tiempo, señalan que la evidencia empírica aportada sobre previsibilidad más eficiencia es por ahora débil. Si bien es cierto que los datos apoyan determinadas implicaciones de los modelos teóricos de equilibrio, no se han conseguido modelos econométricos capaces de explicar satisfactoriamente el comportamiento, demasiado variable, de los rendimientos reales.

De la discusión anterior se deduce que la hipótesis de eficiencia se ha convertido en una hipótesis no contrastable. Eficiencia es una característica que pueden exhibir distintos modelos de equilibrio, por lo tanto rechazar uno determinado no implica necesariamente tener que rechazar la hipótesis. El modelo "verdadero" puede que esté todavía pendiente de descubrir y lo que es peor, puede que no se descubra nunca; con lo que nunca sabremos si un mercado es realmente eficiente.

Una estrategia alternativa, a la de intentar buscar el modelo "verdadero", es la de buscar un modelo útil. Ésta es la estrategia que se propone en este artículo. Básicamente consiste en considerar la hipótesis de eficiencia, junto con el modelo que la incorpora, como herramientas de trabajo potencialmente útiles. La

imposibilidad de contrastar si un mercado de valores es realmente eficiente, no implica que la hipótesis de eficiencia deba dejar de utilizarse, ni siquiera en el análisis empírico. Si bajo la hipótesis de eficiencia, determinado modelo es capaz de explicar y prever mejor que otro (considerado como el mejor para tal fin) el comportamiento de la cotización real de una acción en un determinado mercado de valores, nuestra idea es que dicho modelo debe ser utilizado; al menos como un modelo a superar.

Siguiendo el razonamiento anterior, en este trabajo se investiga la validez del modelo de mercados eficientes con tipos de interés variables, para ser utilizado como herramienta de trabajo en el estudio del mercado de valores de Madrid. Más concretamente, el objetivo de este trabajo es responder a las dos cuestiones siguientes:

(a) ¿Qué capacidad tiene el Modelo de Mercados Eficientes, con tipos de interés variables, para explicar el comportamiento de la cotización mensual, real, de la cartera representativa en la Bolsa de Madrid?

(b) Bajo la hipótesis de eficiencia, ¿cual es el grado de previsibilidad de los rendimientos mensuales de la Bolsa de Madrid?

Este trabajo intenta responder las preguntas anteriores a través de la estimación directa, de una versión lineal en logaritmos, del Modelo de Mercados Eficientes con tipos de interés variables.

Utilizando este modelo logramos explicar gran parte del comportamiento de la cotización mensual real de la cartera representativa de la Bolsa de Madrid. Al mismo tiempo, la capacidad predictiva de este modelo es superior a la del correspondiente modelo univariante para dicha variable. Estos resultados indican que tanto la hipótesis de eficiencia como el modelo de mercados eficientes resultan útiles como hipótesis de trabajo.

El modelo teórico y su linealización, se exponen en la Sección 2. La Sección 3 incluye los análisis univariantes y de intervención de las series temporales analizadas. La Sección 4 presenta la versión empírica del modelo teórico desarrollado en la Sección 2. Y por último, la Sección 5 resume los resultados más importantes

así como algunas posibles extensiones del análisis.

2. El Modelo de Mercados Eficientes

Uno de los modelos teóricos más utilizados para explicar el comportamiento de la cotización real de una acción, es el modelo de Mercados Eficientes con tipos de interés variables [véase Shiller(1989), cap. 4].

Este modelo establece que la cotización real de una acción, cotización nominal deflactada por un índice de precios, en un período de tiempo t , P_t , es la esperanza condicionada en t del valor presente de los dividendos reales futuros, D_{t+k} ($k \geq 0$), descontados a los tipos de interés reales futuros r_{t+k} ($k \geq 0$):

$$P_t = E_t[P_t^*] \quad (1)$$

$$P_t^* = \sum_{k=0}^{\infty} D_{t,k} \prod_{j=0}^k \gamma_{t,j}$$

donde P_t^* es el valor presente descontado de los dividendos futuros y $\gamma_{t,j} = (1 + r_{t,j})^{-1}$, siendo $r_{t,j}$ el tipo de interés real en el período $t+j$.

En el desarrollo de este tipo de modelos es habitual suponer que P_t se observa al principio del período t , mientras que r_t y D_t no se observan hasta el final del período t , o principio del período $t+1$.

Campbell y Shiller(1988b) demuestran que $\ln(P_t) = p_t$ se puede expresar como:

$$p_t = - \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j E_t(r_{t,j}) + (1-\rho) \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j E_t(d_{t,j}) + \rho^i E_t(p_{t,i}) + \frac{(1-\rho^i)}{(1-\rho)} (k-c) \quad (2)$$

donde,

$$\begin{aligned}\rho &= \frac{1}{1+e^{\delta}} \\ \delta &= E[\ln(D_{t+1}) - \ln(P_t)] \\ d_t &= \ln(D_t) \\ k &= \ln(1+e^{\delta}) - \delta(1-\rho)\end{aligned}$$

La ecuación (2) es una aproximación lineal en logaritmos a (1). Dicha aproximación es válida si se verifican (a)-(c):

- (a) La variable $\delta_t = \ln(D_{t+1}) - \ln(P_t)$ es estacionaria.
- (b) El "ln" del rendimiento de la acción en un período:

$$h_{1t} = \ln\left(\frac{P_{t+1} + D_t}{P_t}\right)$$

se puede aproximar adecuadamente como:

$$\xi_{1t} = (1-\rho)d_t + \rho P_{t+1} - P_t + k$$

donde ξ_{1t} es el término de primer orden en la expansión de Taylor para h_{1t} , en torno a $\delta_t = \delta$.

(c) El valor esperado en t , del rendimiento por período de la acción, es igual a la expectativa en t , del tipo de interés real de descuento, más una constante "c". Dicha constante podría interpretarse como la correspondiente prima de riesgo:

$$E_t(\xi_{1t}) = E_t(r_t) + c$$

La expresión (2) sugiere que la cotización real de una acción en el período t , depende de las expectativas que los agentes forman en t , acerca de:

- (1) Los tipos de interés reales futuros.
- (2) Los dividendos reales futuros.
- (3) La cotización de la acción en $t+1$

El modelo (2) [véase Shiller(1989), Cap. 4] también puede expresarse como:

$$P_t = -\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t(r_{t+j}) + \sum_{j=0}^{\infty} (1-\rho) \rho^j E_t(d_{t+j}) + \frac{(k-c)}{(1-\rho)} \quad (3)$$

En (3) la cotización real de una acción en t , depende de un número infinito de expectativas, todas con el mismo origen (t) pero horizontes cada vez más lejanos. No obstante, si se verifica que a partir de ciertos horizontes de previsión, 1_r y 1_d :

$$E_t(r_{t+1_r}) = E_t(r_{t+1_r+s}) \quad \forall s \geq 0 \quad (4)$$

$$E_t(d_{t+1_d}) = E_t(d_{t+1_d+s}) \quad \forall s \geq 0 \quad (5)$$

entonces (3) puede expresarse como:

$$P_t = -\sum_{j=0}^{1_r-1} \rho^j E_t(r_{t+j}) + \sum_{j=0}^{1_d-1} (1-\rho) \rho^j E_t(d_{t+j}) -$$

$$- \frac{\rho^{1_r}}{1-\rho} E_t(r_{t+1_r}) + \rho^{1_d} E_t(d_{t+1_d}) + \frac{k-c}{1-\rho} \quad (6)$$

Cuando $1_r=1_d=0$ esta expresión se reduce a:

$$P_t = -\frac{1}{1-\rho} E_t(r_t) + E_t(d_t) + \frac{k-c}{1-\rho}$$

El supuesto (4) no es muy restrictivo, ya que los tipos de interés suelen seguir paseos aleatorios o procesos muy parecidos a este, con lo que $E_t(r_t) = E_t(r_{t+s})$ para todo $s > 0$.

Al no disponer de datos mensuales para d_t , el supuesto (5) es difícil de evaluar. Sin embargo este supuesto no constituye una restricción adicional importante, ya que previamente se ha supuesto estacionariedad para δ_t . De esta manera, si $\ln(P_t)$ es integrada de

orden 1, $\ln(D_{t-1})$ tiene que ser integrada de orden 1 también. Si además $\ln(D_{t-1})$ se puede aproximar adecuadamente por un proceso IMA(1,q), (5) sería estrictamente cierto para $l_a=q$.

Si suponemos que r_t y d_t vienen generadas por los procesos ARIMA:

$$\begin{aligned} r_t &= \Psi_r(B) a_{rt} \\ d_t &= \Psi_d(B) a_{dt} \end{aligned}$$

se puede conseguir una parametrización alternativa del modelo (6), descomponiendo las expectativas condicionadas en t , como suma de dos componentes independientes:

$$\begin{aligned} E_t(r_{t,j}) &= E_{t-1}(r_{t,j}) + \psi_{r,j,1} a_{rt-1} \\ E_t(d_{t,j}) &= E_{t-1}(d_{t,j}) + \psi_{d,j,1} a_{dt-1} \end{aligned}$$

donde $\psi_{r,j,1}$ y $\psi_{d,j,1}$ son los coeficientes de las potencias j de $\Psi_r(B)$ y $\Psi_d(B)$ respectivamente. Las variables aleatorias a_{rt-1} y a_{dt-1} aparecen fechadas en el instante $t-1$, debido a que se ha supuesto que r_t y d_t no se conocen hasta el final del período t .

Utilizando la descomposición anterior, el modelo (6) queda:

$$p_t = - \sum_{j=0}^{1_r-1} \rho^j E_{t-1}(r_{t,j}) + \sum_{j=0}^{1_d-1} (1-\rho) \rho^j E_{t-1}(d_{t,j}) -$$

$$- \frac{\rho^{1_r}}{1-\rho} E_{t-1}(r_{t,1_r}) + \rho^{1_d} E_{t-1}(d_{t,1_d}) -$$

$$- \left(\sum_{j=0}^{1_r-1} \rho_j \psi_{r,j,1} + \frac{\rho^{1_r}}{1-\rho} \psi_{r,1_r,1} \right) a_{rt-1} +$$

$$+ \left((1-\rho) \sum_{j=0}^{1_d-1} \rho^j \psi_{d,j,1} + \rho^{1_d} \psi_{d,1_d,1} \right) a_{dt-1} + \frac{k-c}{1-\rho} \quad (7)$$

La parametrización (7) es especialmente interesante, ya que permite evaluar de forma independiente, el efecto que tienen sobre p_t dos tipos de información distintos. Por un lado la información específica al período t , recogida en a_{rt-1} y a_{dt-1} , y por otro lado la información anterior a dicho período, recogida en las esperanzas condicionadas $E_{t-1}(\cdot)$. Puede darse el caso de que alguna de estas dos clases de información no sea relevante en la explicación de p_t ; concretamente, si al estimar el modelo (7) resulta que los coeficientes asociados a las esperanzas condicionadas no son estadísticamente significativos, puede concluirse que, en la explicación del comportamiento de p_t , sólo son relevantes los "shocks" no anticipados. En tal caso, ni los tipos de interés ni los dividendos reales observados ayudarán a prever p_t .

Si, por el contrario, dicha información es relevante en la explicación de p_t , habríamos encontrado un conjunto de indicadores adelantados para p_t . En cualquier caso, este hecho no garantiza por sí sólo que las previsiones obtenidas, utilizando modelos del tipo (6) o (7), vayan a mejorar las previsiones univariantes de p_t , ello dependerá de la magnitud de los coeficientes asociados a los "shocks" no anticipados y de la varianza asociada a dichos "shocks".

Si a las expresiones (6) y (7) se les añade un error estocástico, N_t , y suponemos que dicho error es independiente de las variables $E_t(\cdot)$, las citadas expresiones se convierten en sendos modelos de función de transferencia [Box y Jenkins(1970)]. La presencia de este término de error puede justificarse argumentando que "c" en (6) y (7) no tiene por qué ser una constante, de hecho algunos autores (véase por ejemplo Merton, 1980) la consideran una variable aleatoria proporcional a la volatilidad de la acción.

Siguiendo la metodología Box-Jenkins, a lo largo de las secciones 3 y 4, se elaboran dos modelos de función de transferencia, versiones empíricas de las especificaciones teóricas (6) y (7) respectivamente. Nótese que para poder construir dichos modelos es necesario disponer de estimaciones de las variables no observables $E_t(r_{t,j})$ y $E_t(d_{t,j})$. Para ello se necesitan dos supuestos: (1) Un supuesto acerca del conjunto de información que manejan los

agentes y (2) otro acerca del mecanismo generador de las expectativas. Los supuestos concretos que se utilizan en el análisis empírico, así como los modelos univariantes y de intervención necesarios, se discuten en la Sección 3.

El número de variables explicativas (inputs) de los modelos (6) y (7) depende de los valores concretos que tomen l_1 y l_4 . Estos últimos se pueden determinar en la práctica, utilizando un mecanismo generador de expectativas concreto y observando para qué valores de l_1 y l_4 se verifican (4) y (5).

Los modelos (6) y (7), comparados con un modelo general de función de transferencia, contienen dos tipos de restricciones: (a) sólo incorporan efectos instantáneos en las funciones de respuesta de las variables inputs y (b) los parámetros asociados a las distintas variables explicativas no son independientes.

El contraste de las restricciones (a) es inmediato siguiendo la metodología Box-Jenkins para la elaboración de modelos de función de transferencia, basta con calcular las funciones de correlación cruzada correspondientes y observar si presentan correlaciones significativas en retardos distintos de cero. El contraste del segundo tipo de restricciones es más complicado ya que son restricciones no lineales entre parámetros, además, las restricciones concretas a contrastar (incluso la necesidad de realizar dicho contraste) dependen del número de inputs del modelo de transferencia. En el caso de $l_1=l_4=0$ las restricciones desaparecen. La estrategia general que se sigue en el análisis empírico es la de no incorporar a priori ningún tipo de restricción acerca de la dinámica del modelo.

3. Análisis Univariantes y de Intervención

En esta Sección se presentan los análisis univariantes (US) y de intervención (UTI), previos a la elaboración de los modelos de función de transferencia de la Sección 4.

Las series de datos que se utilizan en el análisis empírico constan de 91 observaciones mensuales, correspondientes al período 1/1983 - 7/1990. En todos los casos, la Fuente utilizada ha sido

la publicación "Apuntes y Documentos Económicos. Economía Española: Series Históricas". Mayo 1991. Dirección General de Previsión y Coyuntura. Ministerio de Economía y Hacienda.

Las series utilizadas son las siguientes:

p_t : Cotización real. Definida como el "ln" del índice General de Cotizaciones en la Bolsa de Madrid (datos fin de mes), menos el "ln" del índice General de Precios al Consumo (IPC).

r_t : Tipo de interés real. Definido como el "ln" de $(1 + \text{el tipo de interés interbancario a 6 meses})$, menos la tasa logarítmica de variación mensual del IPC.

y_t : Producción. Definida como el "ln" del índice de Producción Industrial (IPI).

Debido a la falta de datos mensuales, la variable "ln" de los dividendos reales se ha sustituido por la variable $LFMA_t$ que se define como el "ln" de FMY_t , donde:

$$FMY_t = \sum_{i=0}^{11} IPI_{t-i}$$

La variable $LFMA_t$ es el "ln" del flujo móvil anual de IPI. Supondremos que $E_t(d_{t+k})$ para $k \geq 0$, está directamente relacionada con $E_t(LFMA_{t+k})$ para $k \geq 0$, de tal manera que la segunda puede utilizarse como "proxy" de la primera. Balvers Cosimano y Mc.Donald(1990) también realizan esta aproximación. Chen(1991) considera esta variable como una "proxy" de lo que llama "la salud" de la economía y relaciona directamente, los dividendos esperados con las expectativas sobre esta variable.

A partir de p_t , r_t e y_t se han elaborado las siguientes variables que se utilizarán al especificar la versión empírica de (7):

$a_{r,t}$: "Shock" no anticipado del tipo de interés real. Se define como $E_t(r_t) - E_{t-1}(r_t)$.

$\eta_{t,t}$: Shock no anticipado del $LFMA_t$. Se define como $E_t(LFMA_t) - E_{t-1}(LFMA_t)$.

Tanto $a_{r,t}$ como $\eta_{r,t}$ constan de 78 observaciones mensuales, correspondientes al período 2/1984 - 7/1990 (se pierden 13 observaciones, de las 91 iniciales, al aplicar el operador $\nabla\nabla_{12}$).

Las expectativas se han calculado utilizando modelos estocásticos univariantes o de intervención. Para los tipos de interés se ha empleado el modelo US de r_t y para el "ln" del flujo móvil anual del IPI, se ha empleado el modelo UTI de y_t junto con la definición de LFMA_t, esto es, con el modelo UTI de y_t se han ido calculando, en cada período y para los distintos horizontes, los componentes de LFMA_t desconocidos.

El empleo de otros mecanismos generadores de expectativas más complejos, es una clara extensión de este análisis. Sin embargo pensamos que, dado lo difícil en la práctica que resulta mejorar las previsiones univariantes de estas variables, los nuevos resultados (empleando dichos mecanismos) puede que no sean muy diferentes a los obtenidos en este trabajo.

Los Cuadros 1-4 resumen los resultados de los análisis US y UTI llevados a cabo sobre p_t , r_t , y_t y $\eta_{r,t}$. De la variable $a_{r,t}$ no se presenta el análisis US debido a que por construcción es proporcional al residuo de r_t . Para $\eta_{r,t}$ se presenta su análisis US con objeto de comprobar que efectivamente sigue un proceso de ruido blanco.

En el Apéndice A se presenta un resumen gráfico de la etapa de diagnóstico correspondiente a cada modelo. Se incluyen gráficos estandarizados de las series de residuos, correlogramas (acf) y correlogramas parciales (pacf).

Cuadro 1. Cotización real: 1/1983 - 7/1990

$$p_t = (.19 + .19B)\xi_t^{s,2/86} + .14\xi_t^{s,1/87} - .34\xi_t^{s,10/87} + N_t$$

$$(.06)(.06) \quad (.06) \quad (.06)$$

$$(1 + .25B^{12} + .35B^{24})\nabla\nabla_{12}N_t = (1 - .76B^{12})a_t$$

$$(.11) \quad (.11) \quad (.06)$$

$$\bar{a} = .0005(.0058)$$

$$\sigma_a \times 100 = 5.55$$

$$\text{Asimetría} = .10$$

$$\text{Curtosis} = 3.06$$

$$Q(39) = 21.3$$

Valores extremos(σ_a):

$$10/85(2.1)$$

$$3/87(-2.5)$$

$$1/90(2.0)$$

Notas:

- (1) Desviaciones típicas en paréntesis.
- (2) El valor de $Q(39)$ corresponde al estadístico de Ljung-Box con 39 grados de libertad.
- (3) $\xi_t^{s,*}$ es una variable ficticia tipo escalón en $t=t^*$.

Cuadro 2. Tipo de interés real: 1/1983 - 7/1990

$$(1+.18B)\nabla\nabla_{12}r_t = (1-.89B^{12})a_t$$

(.11) (.04)

$$\bar{a} = -.0002(.0009)$$

$\sigma_a \times 100 = .90$
 Asimetría = .39
 Curtosis = 2.74
 Q(39) = 39.7

Valores extremos(σ_a):
 6/85(2.1)

Ver notas al Cuadro 1

Cuadro 3. Índice de Producción Industrial: 1/1983 - 7/1990

$$y_t = -.05\xi_t^{**} + .07\xi_t^{1,7/87} + N_t$$

(.01) (.02)

$$(1-.55B^{12} + .66B^{24})\nabla\nabla_{12}N_t = (1-.83B)(1-.79B^{12})a_t$$

(.07) (.07) (.06) (.05)

$$\bar{a} = .0019(.0027)$$

$\sigma_a \times 100 = 2.58$
 Asimetría = .01
 Curtosis = 2.67
 Q(39) = 41.8

Valores extremos(σ_a):
 12/85(2.2)
 6/89(2.5)
 12/89(2.4)

Ver notas al Cuadro 1, junto con:

- (1) $\xi_t^{1,7/87}$ es una variable ficticia tipo impulso en $t=t^*$.
- (2) ξ_t^{**} es una variable ficticia que recoge el efecto de la Semana Santa.

Cuadro 4. Shock de producción en t: 2/1984 - 7/1990

$$\eta_{t,t} = a_t$$

$\bar{a} = .0002(.0003)$
 $\sigma_a \times 100 = .23$
 Asimetría = .08
 Curtosis = 3.42
 $Q(39) = 35.4$

Valores extremos(σ_a):
 12/85(2.3)
 6/89(2.9)
 12/89(2.7)
 4/90(2.1)

Ver notas al Cuadro 1

De estos análisis cabe destacar lo siguiente:

(1) La serie p_t presenta fuertes valores extremos en 2/86, 3/86, 1/87 y 10/87. Las tres anomalías se han modelizado como cambios permanentes en el nivel de la serie.

En 2/86 y 3/86, se produjeron dos aumentos permanentes consecutivos en el nivel de p_t , probablemente debidos a un mismo fenómeno. En ambos casos, el aumento se evaluó en un 19%. En 1/87 el aumento registrado fue del 14%, mientras que en 10/87 se produjo una caída permanente del nivel de la serie de aproximadamente un 34%.

Como veremos más adelante, ninguna de estas anomalías puede justificarse por cambios en las expectativas acerca de la evolución de los tipos de interés o de la producción.

Las anomalías registradas en el año 1986 coinciden con importantes subscripciones de Pagares del Tesoro. La afloración de fuertes cantidades de "dinero negro" puede ser otra de las causas de este comportamiento atípico en p_t .

Hasta 12/86, en la elaboración del Índice General de Cotizaciones, se tomó como base las cotizaciones de cierre registradas en el último día bursátil del año precedente. A partir de 1/87, se toma como base 100 la cotización bursátil del último día hábil de 1985. Una deficiencia en el enlace de ambas series de datos puede ser la causa de la anomalía registrada en 1/87.

Por otro lado, en el año 1987 se produjo el "crash" de la Bolsa de Nueva York así como la crisis de la empresa eléctrica FECSA. La fuerte caída registrada en p_t durante 10/87 podría estar relacionada con estos fenómenos.

(2) La serie p_t no tiene una estructura de paseo aleatorio,

sin embargo sigue un proceso muy parecido a éste (basta con obtener su representación "psi" para darse cuenta que coincide prácticamente con la de un paseo aleatorio). La presencia del operador $\nabla_{1,2}$ se debe a que el IPC forma parte de la definición de p_t . Un análisis UTI del Índice General de Cotizaciones (sin deflactor por IPC) demuestra que esta variable sigue un paseo aleatorio con constante .020 (d.t.=.005) y desviación típica residual de 5.11%. En este último análisis también figuran las anomalías detectadas en p_t , con lo que la estructura estocástica adicional presente en p_t se debe al IPC.

(3) El tipo de interés real sigue un proceso muy parecido al de paseo aleatorio. No se detectan valores extremos graves.

(4) El índice de Producción Industrial no presenta graves anomalías, tan sólo un aumento transitorio del 7% en el nivel de 7/87.

(5) La serie $\eta_{t,t}$, calculada a partir del modelo UTI para y_t , resulta ser ruido blanco, tal como se esperaba.

4. Modelos de Función de Transferencia

En esta Sección se presentan los resultados del proceso de elaboración de dos modelos de función de transferencia para la serie p_t .

El primero, modelo UT1, es la versión empírica del modelo teórico (6). Este modelo incorpora como variables inputs estocásticas $E_t(r_t)$ y $E_t(LFMA_t)$. El análisis empírico de estas variables demostró que tanto en el caso de r_t como en el de $LFMA_t$,

(4) y (5) se verifican a partir de $l_t=l_0=0$. Estimaciones de los modelos definitivos bajo el supuesto $l_t=l_0=1$, no presentados en el trabajo, pusieron de manifiesto una colinealidad casi perfecta entre: (i) $E_t(r_t)$ y $E_t(r_{t+1})$ y (ii) $E_t(LFMA_t)$ y $E_t(LFMA_{t+1})$.

Con objeto de interpretar adecuadamente el coeficiente estimado, asociado a la variable $E_t(r_t)$ en el modelo UT1, conviene hacer las siguientes aclaraciones. Dado que el tipo de interés interbancario a seis meses es un tipo anual de base 360 días, r_t (definida en la Sección 3) también tendrá carácter anual y base 360 días. Sin embargo, en el modelo teórico (6), el tipo de interés que aparece es un tipo de carácter mensual. Bajo el supuesto de que la base del tipo de interés en el modelo teórico es 30 días, la relación entre los dos tipos de interés es: $(30/360) r_t =$ tipo de interés del modelo teórico (6). Por consiguiente el coeficiente estimado, asociado a $E_t(r_t)$ en el modelo UT1, debe multiplicarse por $(360/30)$; con objeto de convertirlo en una estimación consistente del correspondiente parámetro en el modelo teórico (6).

El segundo modelo, modelo UT2, es la versión empírica del modelo (7) bajo $l_t=l_0=0$. Nótese que una estimación de (7) puede obtenerse a partir de la estimación previa de (6), sin embargo la reestimación de (7) facilita el contraste de la hipótesis sobre la importancia que los agentes dan a uno y otro tipo de información, así como la de si es posible conseguir un conjunto de indicadores adelantados para prever las cotizaciones reales.

Con objeto de investigar las relaciones entre las variables input del modelo UT1, se calculó la función de correlaciones cruzadas entre r_t e y_t , preblanqueadas con sus respectivos modelos US. Este análisis sugirió la elaboración de un modelo UT, de y_t

versus r_t . Ninguna parametrización de la función de transferencia resultó ser estadísticamente significativa.

A la vista de estos resultados decidimos utilizar la hipótesis de independencia estocástica entre inputs, como una hipótesis de trabajo aceptable. Nótese que la independencia estocástica entre los inputs del modelo (6) implica independencia estocástica de los inputs del modelo UT2.

Los modelos de transferencia UT1 y UT2 se presentan en los Cuadros 5 y 6. En el Apéndice B se presenta un resumen gráfico de la etapa de diagnóstico de estos dos modelos. Se incluyen gráficos estandarizados de las series de residuos, correlogramas, correlogramas parciales y funciones de correlaciones cruzadas (ccf).

Cuadro 5. Modelo UT1: 2/1984 - 7/1990

$$p_t = (.22 + .20B) \xi_t^{s, 2/86} + .16 \xi_t^{s, 1/87} - .35 \xi_t^{s, 10/87} - (.05)(.04) \quad (.05) \quad (.04)$$

$$-1.83 E_t(r_t) + 4.03 E_t(LFMA_t) + N_t \\ (.46) \quad (1.24)$$

$$(1 - .08B + .35B^2) \nabla N_t = a_t \\ (.11) \quad (.11)$$

$$\bar{a} = .0023(.0052) \\ \sigma_a \times 100 = 4.54 \\ \text{Asimetría} = .09 \\ \text{Curtosis} = 2.35 \\ Q_{act}(39) = 18.1 \\ Q_{ccf,t}(40) = 39.4 \\ Q_{ccf,t}(40) = 39.7$$

$$\text{Valores extremos}(\sigma_a): \\ 1/85(2.1) \\ 7/87(2.1)$$

Ver notas al Cuadro 1

Cuadro 6. Modelo UT2: 2/1984 - 7/1990

$$P_t = (.23 + .19B) \xi_t^{s, 2/86} + .15 \xi_t^{s, 1/87} - .35 \xi_t^{s, 10/87} -$$

$$(.05) (.05) \quad (.04) \quad (.04)$$

$$-2.06 E_{t-1}(r_t) - 2.11 a_{rt} + 4.64 E_{t-1}(LFMA_t) + 2.94 \eta_{rt} + N_t$$

$$(.58) \quad (.59) \quad (1.32) \quad (1.62)$$

$$(1 - .09B + .38B^2) \nabla N_t = a_t$$

$$(.11) \quad (.11)$$

$$\bar{a} = .0006 (.0051)$$

$$\sigma_a \times 100 = 4.50$$

$$\text{Asimetría} = .05$$

$$\text{Curtosis} = 3.12$$

$$Q_{\text{aof}}(39) = 16.9$$

$$Q_{\text{aof}, r}(40) = 40.6$$

$$Q_{\text{aof}, ar}(40) = 44.4$$

$$Q_{\text{aof}, \varepsilon}(40) = 38.0$$

$$Q_{\text{aof}, \eta \varepsilon}(40) = 31.2$$

$$\text{Valores extremos}(\sigma_a):$$

$$1/85(2.1)$$

$$7/87(2.1)$$

Ver notas al Cuadro 1

Los análisis UT llevados a cabo sugieren lo siguiente:

Respecto al modelo UT1

(1) El modelo UT1 pone de manifiesto la importancia de las expectativas de los tipos de interés reales y producción, en la explicación del comportamiento de p_t . El modelo UT1 explica el 60% de variable estacionaria $\nabla v_{12} p_t$, depurada de los efectos de las anomalías en 2/86, 3/86, 1/87 y 10/87. Por consiguiente, el modelo de mercados eficientes, con tipos de interés variables, parece explicar un porcentaje elevado del comportamiento de las cotizaciones reales en la Bolsa de Madrid.

(2) Los signos de los coeficientes estimados son los correctos según el modelo teórico (6). Si se espera un aumento del tipo de interés real, el valor esperado del flujo de dividendos reales futuros disminuirá, y la cotización real de las acciones disminuirá. De la misma forma, si se espera un aumento de la producción, también se esperará un mayor valor presente de los dividendos reales futuros, esto es, la cotización real de las acciones aumentará.

(3) El factor de descuento ρ se estima en .95, muy próximo al .94 utilizado en Campbell y Shiller(1988b).

(4) Los valores extremos en 2/86, 3/86, 1/87 y 10/87, presentes en el modelo UTI para p_t , siguen presentes en el modelo UT1, con los mismos coeficientes estimados. Este hecho implica que dichas anomalías no se deben ni a "shocks" en tipos de interés reales ni a "shocks" en producción.

Respecto al modelo UT2

(5) Tanto $E_{t-1}(r_t)$ como $E_{t-1}(LFMA_t)$ resultan ser relevantes en la explicación de p_t . Al ser conocidos en t , constituyen dos indicadores adelantados de p_t . La desviación típica del error de previsión un período hacia delante, asociada con el modelo UT2, se calculó en 4.8%. Dicha desviación típica es inferior en .8% a la registrada en el modelo UT1 de p_t (5.6%). También es inferior en .3% a la obtenida para el modelo UT1 del índice de cotizaciones nominales (ICN). El modelo UT2 presenta la ventaja adicional, respecto al modelo para ICN (no presentado en este trabajo), de no incluir una constante en la especificación del modelo del ruido. Dicha constante implica una tendencia determinista difícil de justificar.

Estos resultados indican que este modelo es superior al modelo UT1 de p_t .

(6) La descomposición de $E_t(.)$ pone de manifiesto que, respecto al tipo de interés, el peso de la información específica al período t , en la explicación de p_t , es tan grande como el de toda la información acumulada hasta el período $t-1$. Para la variable LFMA, ocurre todo lo contrario, los agentes a la hora de actualizar el valor presente de los rendimientos futuros, dan más importancia a la información acumulada sobre producción que a la información reciente.

5. Conclusiones

En este artículo se ha utilizado el modelo de mercados eficientes, con tipos de interés variables, como una hipótesis de trabajo en la explicación y previsión del comportamiento de la cotización real, mensual, de la cartera representativa de la Bolsa de Madrid.

Los dos resultados siguientes indican que dicha hipótesis de trabajo es útil:

(1) La capacidad explicativa del modelo de mercados eficientes es elevada, un 60% de la variable estacionaria $\nabla v_{12}P_t$. (2) Su capacidad predictiva es superior a la del potente modelo univariante para la variable cotizaciones reales, el error de previsión un período hacia delante se reduce un .8%.

La evidencia empírica sugiere también que las cotizaciones reales reaccionan tanto a "shocks" recientes como a "shocks" pasados, acumulados. En el caso de los tipos de interés, el peso que los agentes dan a los "shocks" recientes y pasados acumulados, es el mismo. No pasa igual con la producción, los "shocks" acumulados hasta $t-1$ tienen un peso mayor en la determinación de p_t que el "shock" reciente. Este resultado es el esperado si la variable LFMA se interpreta como un indicador de "la salud" o buen estado de la economía (Chen, 1991).

Algunos de los trabajos mencionados en la Introducción, sugieren que la predictibilidad de los rendimientos bursátiles, aumenta cuando los rendimientos se calculan para más de un período. El análisis de esta hipótesis para el caso español constituye una extensión clara de este trabajo. La aplicación de este tipo de

modelos a los distintos grupos que forman el índice General de Cotizaciones, así como el estudio de los efectos de variables internacionales, serían otras posibles extensiones del análisis.

BIBLIOGRAFÍA

Balvers R.J., T.F. Cosimano y B. McDonald, 1990. "Predicting Stocks Returns in Efficient Markets". Journal of Finance, vol.45, 4:1109-1127.

Box G.E.P. y G.M. Jenkins, 1970. Time Series Analysis Forecasting and Control. San Francisco: Holden-Day (Edición Revisada 1976).

Campbell J.Y., 1987. "Stock Returns and the Term Structure". Journal of Financial Economics, 18:373-399.

Campbell J.Y. y R.J. Shiller, 1988a. "Stock Prices, Earnings and Expected Dividend". Journal of Finance, vol. 43:661-676.

Campbell J.Y. y R.J. Shiller, 1988b. "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors". Review of Financial Studies, 1:195-228.

Chen N., 1991. "Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy". The Journal of Finance, 46:529-554.

Fama E.F., 1970. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". Journal of Finance, 25:383-417.

Fama E.F. y K.R. French, 1988a. "Permanent and Temporary Components of Stocks Prices". Journal of Political Economy, 96:246-273.

Fama E.F. y K.R. French, 1988b. "Dividend Yields and Expected Stock Returns". Journal of Financial Economics, 22:3-25.

Fama E.F. y G.W. Schwert, 1977. "Asset Returns and Inflation". Journal of Financial Economics, 5:115-146.

French K.R., G.W. Schwert y R.F. Stambaugh, 1987. "Expected Stock Returns and Volatility". Journal of Financial Economics, 19:3-29.

Merton R.C. 1980. "On Estimating the Expected Returns in the Market". Journal of Financial Economics, 8:22-44.

Kein D. y R.F. Stambaugh, 1986. "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets". Journal of Financial Economics, 17:357-390.

Poterba J.M. y L.H. Summers, 1988. "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications". Journal of Financial Economics, 22:27-60.

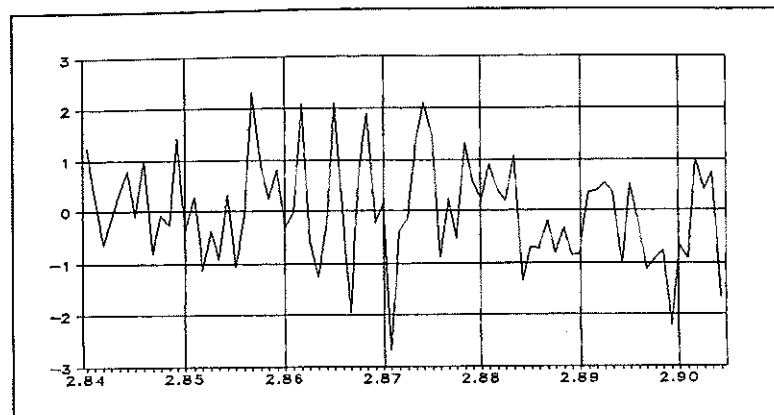
Shiller R., 1984. "Stock Prices and Social Dynamics". Brookings Papers in Economic Activity, 2:457-498.

Shiller R., 1989. Market Volatility. MIT Press.

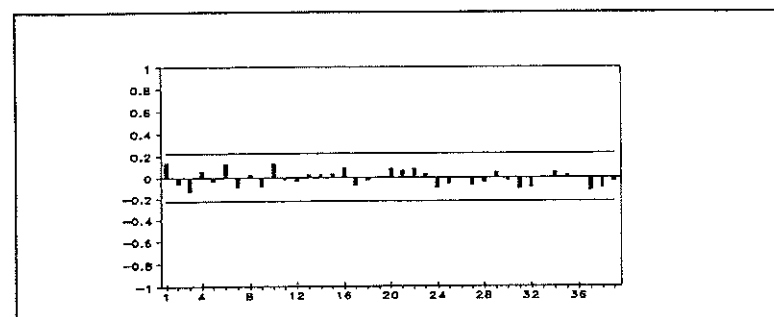
Summers L.H., 1986. "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?". Journal of Finance, 42:591-601.

West K.D., 1988. "Bubbles, Fads and Stock Price Volatility tests: A Partial Evaluation". Journal of Finance, 43:639-656.

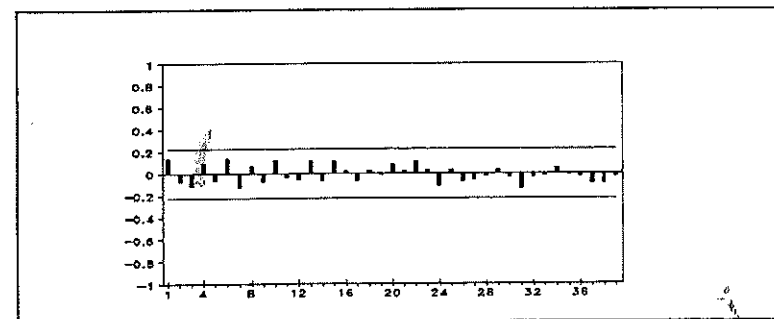
APENDICE A



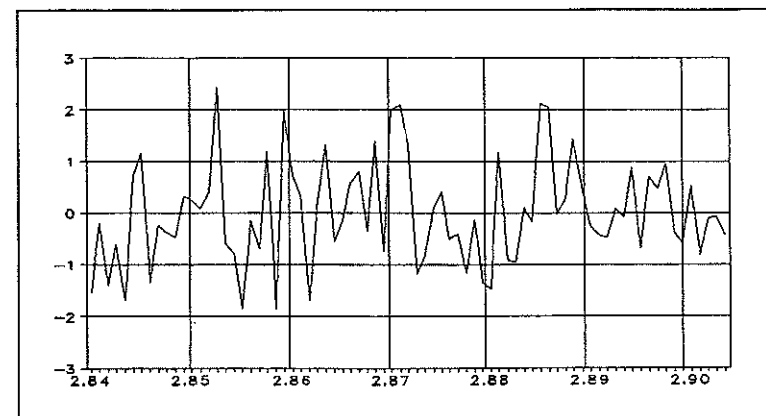
Resíduos modelo UTI de p_t



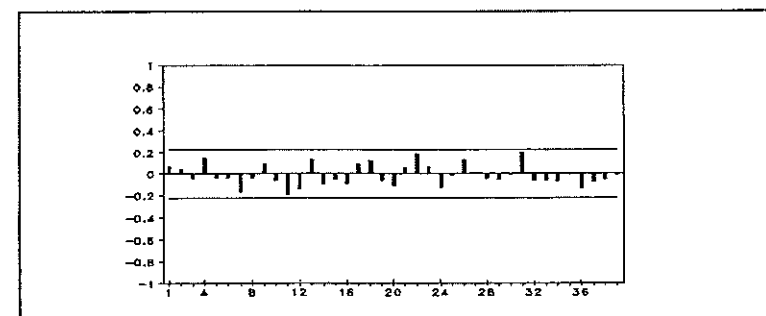
ACF Resíduos modelo UTI de p_t



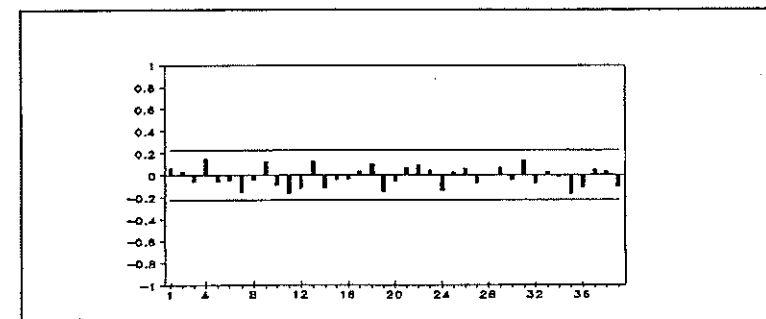
PACF Resíduos modelo UTI de p_t



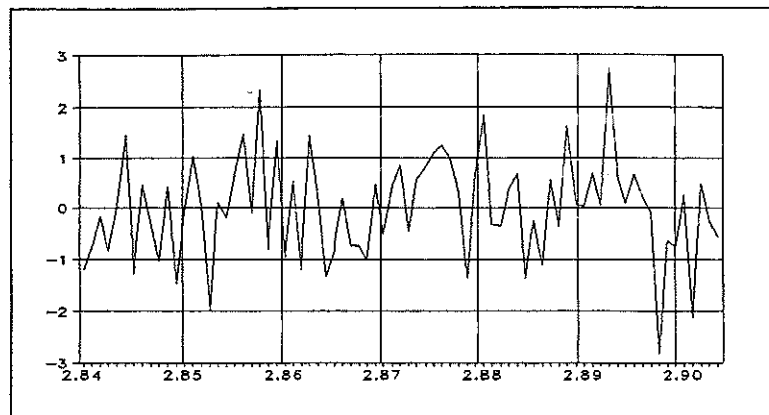
Resíduos modelo US de r_t



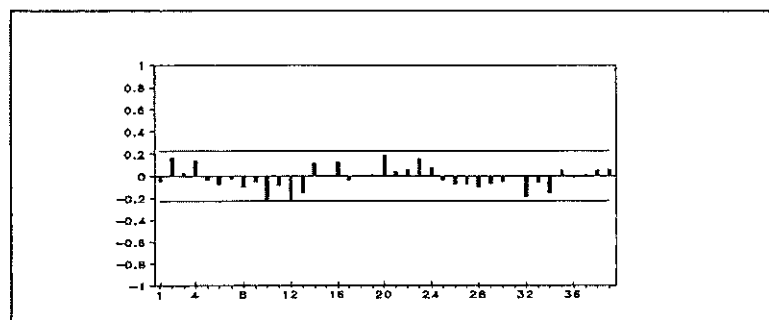
ACF Resíduos modelo US de r_t



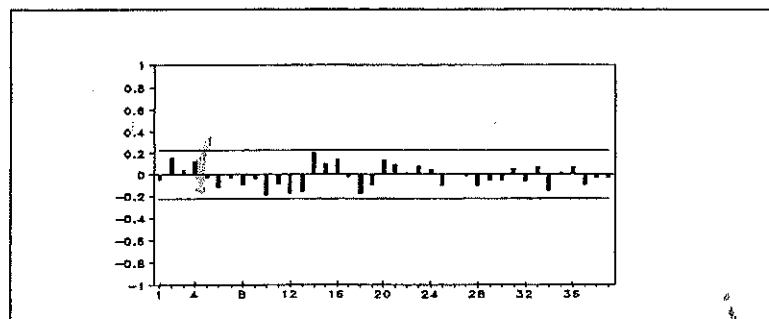
PACF Resíduos modelo US de r_t



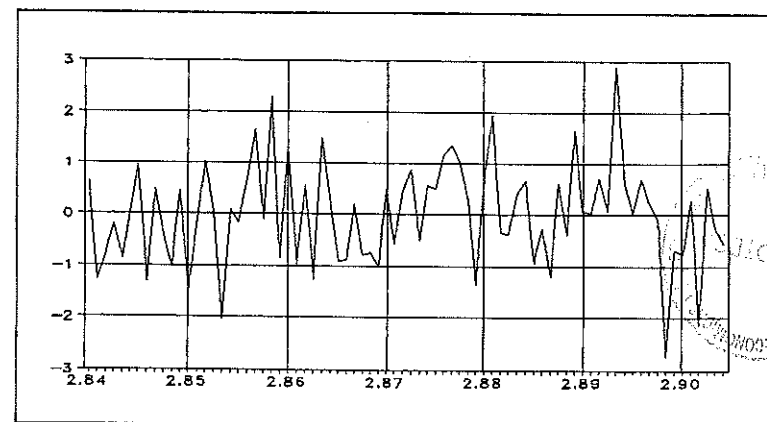
Resíduos modelo US de y_t



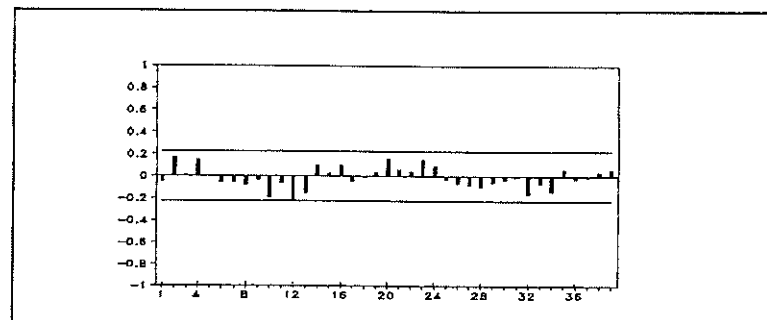
ACF Resíduos modelo US de y_t



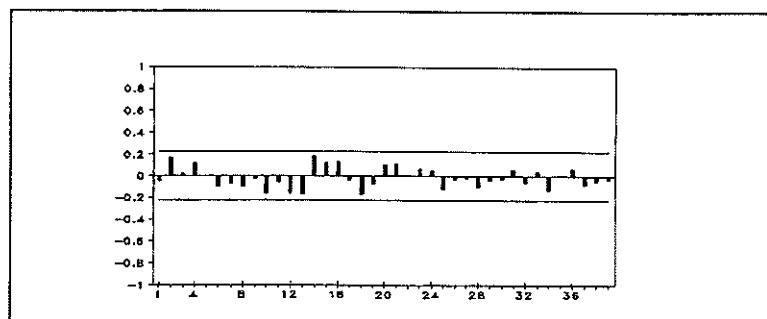
PACF Resíduos modelo US de y_t



$\eta_{f,t}$

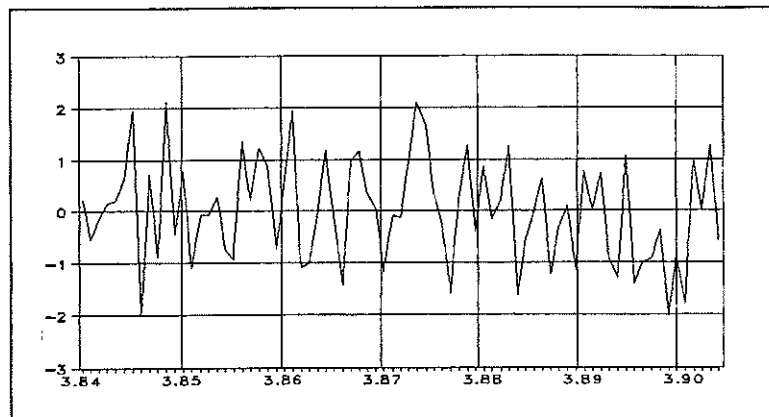


ACF $\eta_{f,t}$

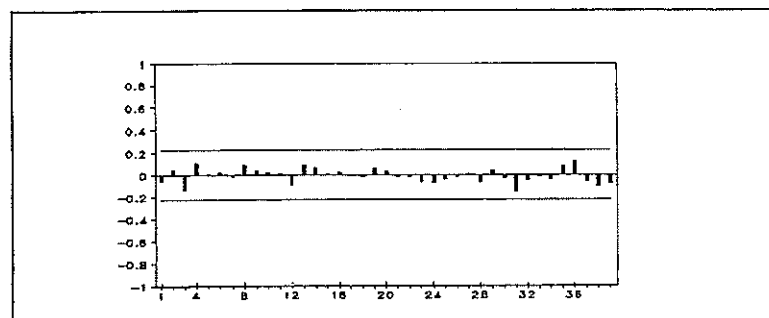


PACF $\eta_{f,t}$

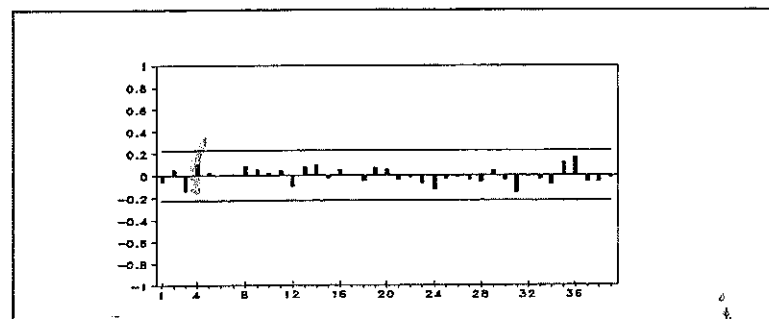
APENDICE B



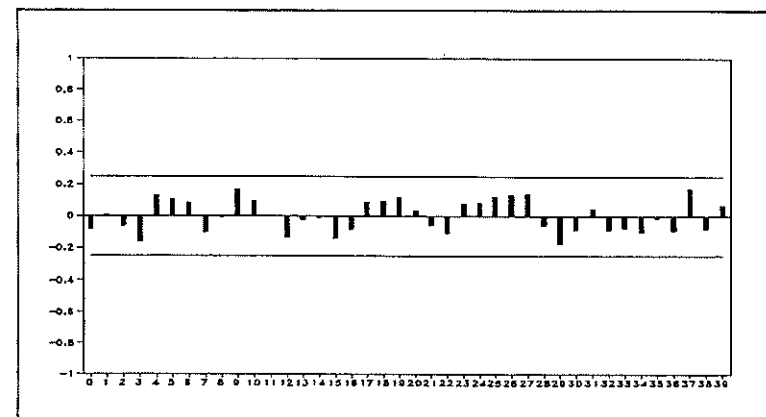
Resíduos modelo UT1



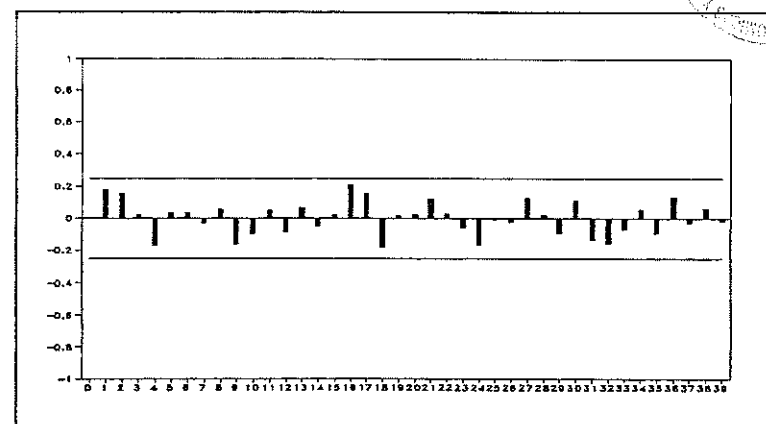
ACF Resíduos modelo UT1



PACF Resíduos modelo UT1

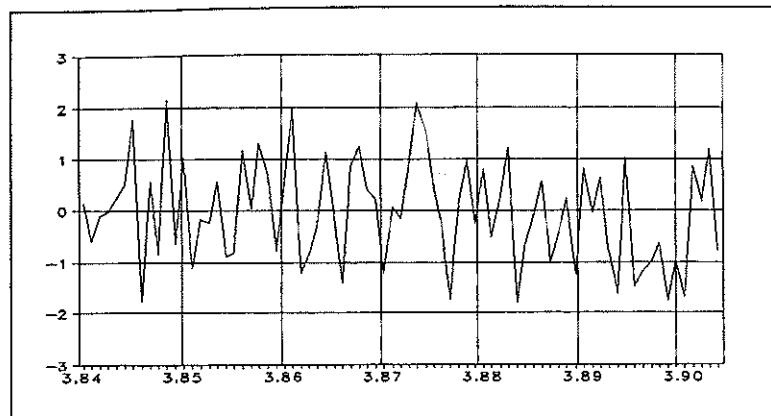


CCF $E_t(r_t)$ VS Resíduos UT1

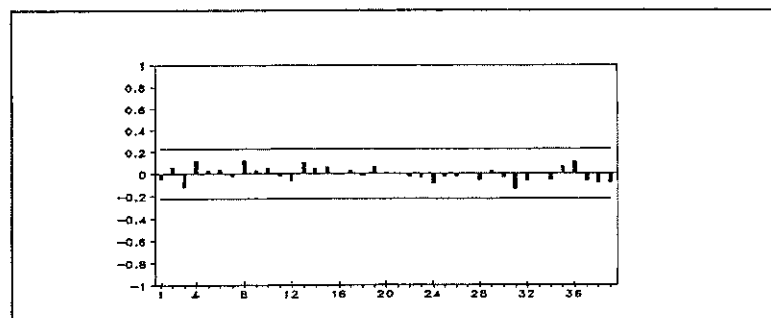


CCF $E_t(LFMA_t)$ VS Resíduos UT1

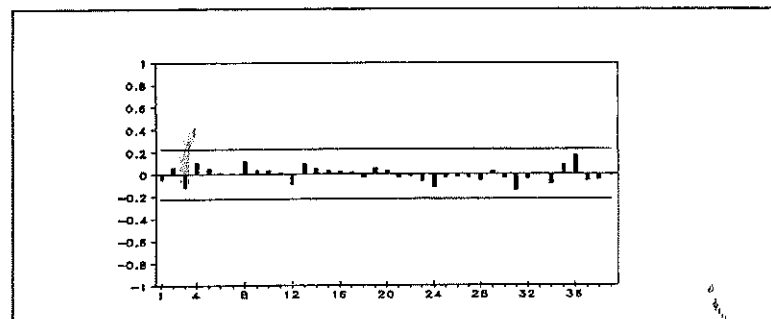




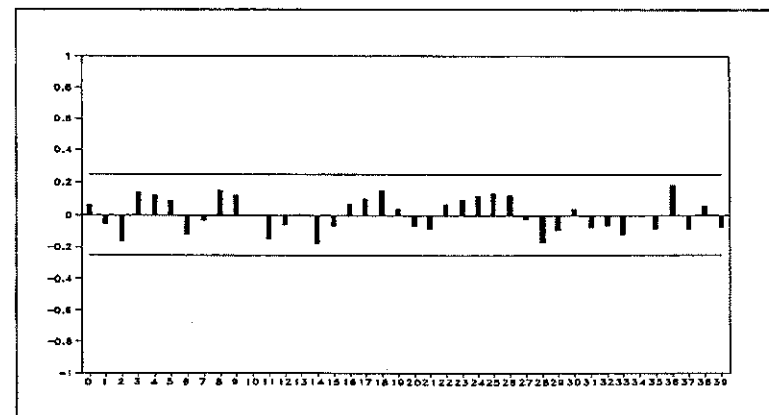
Resíduos modelo UT2



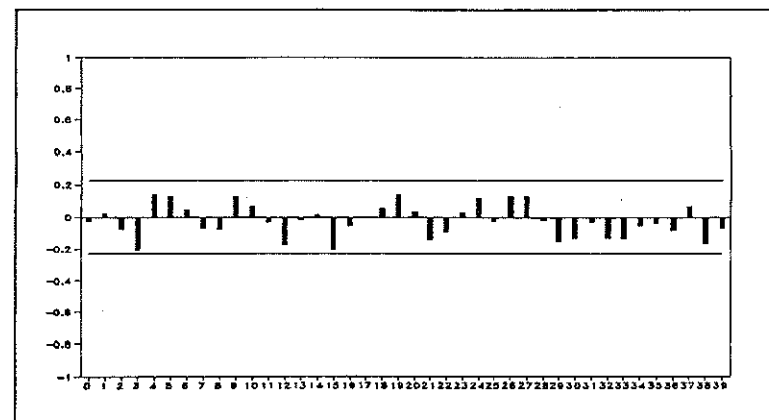
ACF Resíduos modelo UT2



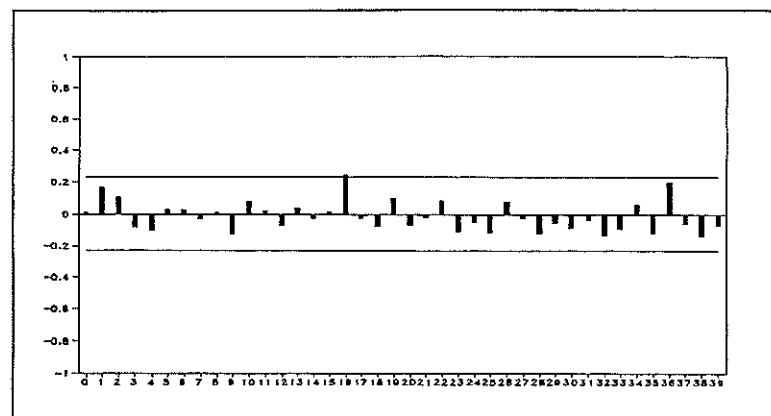
PACF Resíduos modelo UT2



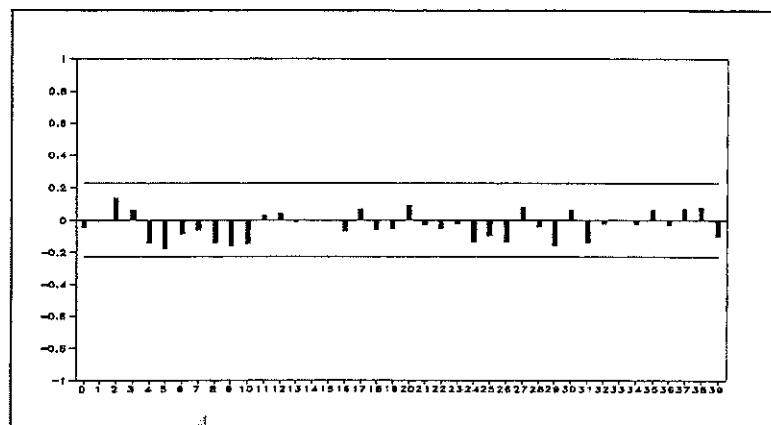
CCF $E_{t-1}(r_t)$ VS Resíduos UT2



CCF $a_{r,t}$ VS Resíduos UT2



CCF $E_{t-1}(LFMA_t)$ VS Residuos UT2



CCF $\eta_{t,t}$ VS Residuos UT2

DOCUMENTOS DE TRABAJO

- 9301: "Análisis del Comportamiento de las Cotizaciones Reales en la Bolsa de Madrid bajo la Hipótesis de Eficiencia". Rafael Flores de Frutos. Diciembre 1992.
- 9302: "Sobre la Estimación de Primas por Plazo dentro de la Estructura Temporal de Tipos de Interés". Rafael Flores de Frutos. Diciembre 1992.
- 9303: "Cambios de Estructuras de Gasto y de Consumo en el Cálculo del IPC". Antonio Abadía. Febrero 1993.
- 9304: "Tax Analysis in a Limit Pricing Model". Felix Marcos. Febrero 1993.
- 9305: "El Tipo de Cambio Propio: Reformulación del Concepto y Estimación para el Caso Español". Jose de Hevia Payá. Junio 1993.
- 9306: "Price Volatility Under Alternative Monetary Instruments". Alfonso Novales. Abril 1992.
- 9307: "Teorías del Tipo de Cambio: Una Panorámica". Oscar Bajo Rubio. Simón Sosvilla Rivero. Junio 1993.